

---

## Türkiye’de Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1984 - 2003

### The Causal Relationship Between Exchange Rates and Inflation in Turkey:1984-2003

Yrd.Doç.Dr. Ekrem GÜL\*  
Yrd.Doç.Dr. Aykut EKİNCİ\*\*

**Öz:** Bu çalışmada, Türkiye’de nominal döviz kurları ile enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisi aylık veriler kullanılarak ampirik olarak araştırılmıştır. Granger nedensellik ilişkisini belirlemeden önce, birim kök ve eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Bulgulara göre, nominal döviz kurları ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu görülmüştür. Ancak, döviz kuru ile enflasyon arasında bulunan nedensellik ilişkisi, döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü bir ilişki biçiminde olmaktadır.

**Anahtar sözcükler:** Nominal Döviz Kurları, Enflasyon, Nedensellik.

**Abstract:** In this study, we investigate empirically the causal relationship between nominal exchange rates and inflation by using high-frequency data of nominal exchange rates and inflation of Turkey. To determine the appropriate Granger causality relations, unit root and cointegration models are used. With time-series techniques, this study provides evidence that a long-run relationship between nominal exchange rates and inflation exist. However, our results indicate that a causal relationship occurs only one direction from nominal exchange rates to inflation.

**Key words:** Nominal exchange rates, inflation, causality.

---

\* Dumlupınar Üniversitesi, Bilecik İİBF, İktisat Bölümü 11100 BİLECİK, Fax:0.228.2129140,  
E-posta: gulekrem@yahoo.com

\*\* Dumlupınar Üniversitesi, Bilecik İİBF, İktisat Bölümü 11100 BİLECİK, Fax:0.228.2129140  
E-posta: aykut\_ekinci@yahoo.com

## 1. GİRİŞ

Gelişmekte olan ekonomilerin işleyişinde döviz kuru-enflasyon ilişkisi hayati bir öneme sahiptir. Bu ekonomilerde döviz kurunda meydana gelen değişimler fiyatları önemli ölçüde etkiler. Dövizin fiyatı yerli para birimi cinsinden arttığında fiyatlar genel seviyesi de artış eğilimine girer. Buna karşılık dövizin fiyatı düştüğünde, yani yerli para birimi değerlendiğinde fiyatlar genel seviyesi düşme eğilimine girer. Gelişmekte olan ülkelerde üretim büyük ölçüde ithalata bağımlıdır. Dolayısıyla, döviz kurlarında meydana gelen bir değişme ithal edilen tüketim mallarının fiyatlarını etkilediği gibi üretim maliyetlerini de etkilemektedir. Bu ülkelerde döviz darboğazına düşmeden ulusal üretimde istikrarı sağlamak ve uluslararası rekabeti sürdürebilmek için yurtiçi enflasyonu dikkate alan reel döviz kuru politikalarının uygulanması gereklidir.

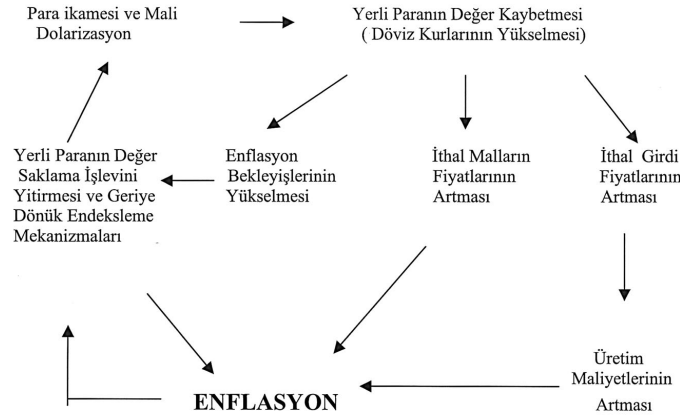
Türkiye’de 1970’lerin sonundan itibaren kronik ve yüksek bir enflasyon yaşanmıştır. Yüksek ve sürekli enflasyon toplum ve ekonomi üzerinde olumsuz etkiler yaratmaktadır. Bu durum uzun dönemli kararlar alınabilmesini engellemekte ve ülkenin sosyal yapısını ve rekabet gücünü olumsuz etkilemektedir. 1980’lerin başında yüksek enflasyonu önlemek ve yaşanan döviz krizini aşabilmek için Türkiye’de kapsamlı bir istikrar politikası uygulanmaya başlanmış ve daha sonra uygulanan bu programı kronik dış ödemeler problemini çözmek için serbestleşme ve uyum dönemi izlemiştir. Bu dönemde reel döviz kurları aracılığıyla ihracatın artırılması birincil öncelik olmuştur. Ayrıca, enflasyonun dış rekabet üzerindeki negatif etkisini azaltmak ve toplumun beklentilerine uyum sağlamak için nominal döviz kurlarında günlük ayarlamalar yapılmıştır. Bu bağlamda, 1981 yılında günlük kur ilanı yoluyla yönlendirilmiş esnek kur sistemi benimsendi. Uygulanan bu sistem bazı küçük değişikliklerle 1999 yılı sonuna kadar sürdürüldü. Diğer taraftan Türkiye, IMF ile 1998 yılının Temmuz ayında imzalamış olduğu “Yakın İzleme Anlaşmasının” bir uzantısı olarak nitelendirilen “stand-by” anlaşmasının gereği olarak uygulamakta olduğu döviz kuru politikasında değişiklik yapmıştır. Buna göre, döviz kuru politikası 2000 Ocak-2001 Haziran dönemini kapsayan ilk 18 aylık sürede enflasyon hedefine yönelik kur sepeti olarak, takip eden dönemde ise kademeli olarak genişleyen band çerçevesinde yürütülecektir (Merkez Bankası, Para ve Kur Politikası,2000).

Türkiye’nin anlaşma gereği izleyeceği döviz kuru politikası, toplumun enflasyonist beklentilerinin aşağıya çekilmesini, orta-uzun vadede döviz kurlarına ilişkin sistemdeki belirsizliğin azaltılmasını, yurtiçi faizler üzerinde odaklaşan risk priminin önemli bir bölümünün yok olmasını veya diğer bir ifadeyle risk priminin döviz kurunun belirsizliğinden kaynaklanan bölümünün ortadan kalkmasını amaçlamaktadır. Ancak, uygulanan bu program 2001 yılının Şubat ayında başarısızlığa uğrayarak terk edilmiş ve bu tarihten itibaren kurlar dalgalanmaya bırakılmıştır.

Teorik olarak enflasyonun, para arzı, faiz oranları ve döviz kurlarının içinde bulunduğu trend ile paralellik göstermesi beklenir. Diğer bir ifadeyle, emisyon hacmindeki artış, faiz oranları ve döviz kurlarındaki yükselme fiyatlar genel seviyesindeki yükselmenin temel faktörleri arasında gösterilmektedir. Bu bağlamda, döviz kurlarındaki artışın enflasyonu arttırması beklenir. Bu nedenle bu çalışmada Merkez Bankasının enflasyonla mücadele araçlarından birisi olan döviz kuru aracı ile enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisi incelenecektir. Çalışmanın ikinci bölümünde, konuyla ilgili literatüre yer verilmiştir. Üçüncü bölümde ise, kullanılan ampirik yöntem ve veri seti konusunda genel bilgilere yer verilmiştir. Elde edilen bulguların yer aldığı dördüncü bölümün ardından çalışma sonuç bölümüyle tamamlanmıştır.

## 2. LİTERATÜR

Literatürde, dışa açık bir ekonomide yurtiçi fiyat düzeyi, dış ticarete konu olan mal ve hizmetlerin aracılığı ile uluslararası fiyatlardan ve döviz kuru değişimlerinden etkilenmektedir. Döviz kurlarındaki artış ithal malların yerli para cinsinden fiyatlarını yükseltmekte ve öncelikle ithalat fiyatlarını daha sonra da ithal girdi kullanılarak üretilen tüm malların yurtiçi fiyatlarını etkilemektedir. Döviz kurundaki artışın özellikle kronik enflasyon görülen ekonomilerde daha yüksek enflasyon beklentisine yol açtığı ve yerli paraya güveni azaltarak dövize olan talebi artırdığı bilinmektedir. Döviz talebinde meydana gelen artış döviz kurunun yeniden yükselmesine neden olabilmektedir. Yüksek enflasyonun kronikleştiği ülkelerde tasarrufların büyük kısmı döviz olarak tutulmakta ve döviz cinsinden finansal varlıklar yaygın hale gelmektedir. Bu durum döviz kurunun fiyatlara olan etkisini artırdığı gibi, ekonomiyi de döviz kurunda meydana gelebilecek değişikliklere oldukça kırılgan hale getirmektedir (Şekil 1). Diğer taraftan, döviz talebinde meydana gelen artış devalüasyon-enflasyon sarmalının oluşmasına neden olabilmektedir (Merkez Bankası, Para Politikası Raporu, 2002).



Şekil 1. Döviz Kuru Artışlarının Enflasyona Etkileri

Açık ekonomilerde döviz kuru ile enflasyon arasındaki ilişki son dönemlerde iktisatçıların en fazla ilgilendiği konulardan birisi olmuştur. Kur ve enflasyon serileri arasındaki karşılıklı ilişkiyi inceleyen araştırmacılardan Rana-Dowling (1985) 9 Asya ülkesini kapsayan çalışmada serbest kur politikasının enflasyon üzerinde önemli bir etkiye sahip olmadığını belirlediler. Kholdy-Sohrabian (1990) ABD’nin dış ticaretinde önemli yer tutan Almanya, Kanada ve Japonya’yı kapsayan ekonometrik çalışmada uyguladıkları Granger nedensel-

lik analizinde Kanada hariç diğer ülkeler için fiyatlar genel seviyesi ile döviz kuru arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi (feedback) bulmuştur.

Türkiye'nin son 20 yılı aşkın döneminde enflasyon ve döviz kurlarında yaşanan sürekli artışlar, bu iki değişken arasındaki ilişkinin belirlenmesine yönelik çalışmaları arttırmıştır. Rittenberg (1993) 1980 sonrası Türk ekonomisini konu alan çalışmasında kur ve enflasyon arasında tek yönlü (enflasyondan kura doğru) bir nedenselliğin olduğunu, bu nedenle 1980 sonrası liberalizasyon döneminde esnek kur politikasıyla uygulanan devalüasyonun enflasyonun artmasında bir neden olmadığını ileri sürmüştür. Terzi ve Zengin (1996) Türkiye'de kur ve enflasyon arasındaki ilişkiyi ekonometrik yönden inceleyen çalışmada, TL'nin dolar karşısındaki değerini etkileyen faktörün yurtiçi fiyatlar genel seviyesi olduğu yani, gerçekte yurtiçi faktörlerden enflasyonun TL/\$ kurunu belirlemede etkili olduğunu belirlemektedir. Yapılan testler Rittenberg'in (1993) amprik sonuçlarını destekleyici nitelikte olup, kur ve enflasyon arasında tek yönlü(enflasyondan kura doğru) bir nedenselliğin olduğunu bulmuştur. Ayrıca çalışmada, ko-entegrasyon testleri ile enflasyon ve kur arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu belirlenmiştir. Diğer taraftan, Telatar ve Telatar (2003) Türkiye'de döviz kuru ile enflasyon arasında bir Granger nedensellik incelemesi yapmış ve döviz kuru değişkenliğinden enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulmuştur. Ayrıca, çalışmada döviz kuru değişkenliği ile enflasyon belirsizliği arasında yapılan Granger nedensellik sınamalarında döviz kuru değişkenliğinden enflasyon değişkenliğine doğru bir nedensellik sınaması, çok güçlü olmasa da döviz kuru değişkenliğinin artan enflasyon değişkenliği getirdiği tezini istatistiksel nedensellik anlamında amprik bir bulgu olarak ortaya koymuştur. Leigh ve Rossi (2002) Türkiye'de, 1994-2002 Nisan dönemi verilerini kullanarak, kur-enflasyon ilişkisini inceleyen çalışmada şu sonuçlara ulaşmıştır: (i) Döviz kuru değişiminin enflasyon üzerindeki etkisi bir yıl içinde görülmekte, ancak etkisinin büyük bir kısmı ilk dört ay içinde gerçekleşmektedir, (ii) Döviz kurunun TEFE üzerindeki etkisi, TÜFE'ye göre daha güçlüdür. 1994-2002 yılları arasındaki dönemde döviz kurlarındaki bir puanlık değişimin toptan eşya fiyatları endeksine 0.60, tüketici fiyatlarına ise 0.45 puan şeklinde yansıdığı sonucuna varmışlardır. Çalışmalarındaki bir diğer sonuç ta, her iki endekste geçişkenliğin etkisinin on bir ay sürdüğüdür, (iii) Türkiye'de kurdan enflasyona geçiş, diğer gelişmekte olan ülkelere göre daha hızlı ve daha güçlüdür.

Merkez Bankası Para Politikası Raporunda (Temmuz 2002) yer alan çalışmada, döviz kurundan enflasyona geçiş etkisinin zaman içindeki seyrini izlemek için iki farklı analiz tekniği kullanılmıştır. Çalışmada 1995-2002 dönemi aylık verileri kullanılarak yıllık TÜFE enflasyonu- yıllık döviz kuru değişimlerinden elde edilen enflasyona geçiş katsayısı dalgalı döviz kuru öncesi 0.35-0.40 bandında bulunurken, dalgalı döviz kuru sonrasında 0.30 ve altına düşmüştür.

Merkez Bankası tarafından yapılan bir diğer çalışmada (Para Politikası Raporu, 2003) kur-enflasyon ilişkisindeki değişim, geçişkenliğin yavaşlaması ve azalması çerçevesinde incelenmiştir. Kur-fiyat geçişkenlik ilişkisindeki yavaşlamayı incelemek için döviz kuru ve fiyatlardaki değişimlerin dinamik korelasyon katsayıları hesaplanmıştır. 1987-1995 döneminde kur değişimi ile enflasyon arasında eş zamanlılık, 1995-2001 döneminde ise enflasyonun döviz kuru değişimlerini bir ay gecikme ile takip ettiği görülmüştür. Buna karşılık 2001 Mayıs ayından itibaren kur-enflasyon ilişkisinde bir yavaşlama gözlenmiş ve enflasyonun döviz kuru değişimlerini üç ay gecikme ile takip ettiği sonucuna ulaşılmıştır. Dalgalı kur rejimine geçişten sonraki birkaç aylık dönemde kur-enflasyon ilişkisinin dinamik korelasyon yapısının belirgin bir değişim göstermediği göze çarpmaktadır. Ancak, Mayıs



2001 den sonra bu yapının değiştiği gözlenmektedir. Bu çalışmada, dalgalı kur rejimi sonrasında kur-enflasyon ilişkisinin kısmen zayıfladığı, ancak bu konuda kesin bir yargıya varmanın güç olduğu belirtilmektedir. Ayrıca, Şubat 2001’den itibaren kur-enflasyon ilişkisinin üretim açığı ile yakın bir seyir izlediği gözlenmiş ve ekonomik faaliyetlerdeki devresel dalgalanmalar dikkate alındığında kur-enflasyon ilişkisindeki zayıflamanın çok keskin olmadığı ve kalıcı bir nitelik taşımayabileceği sonucuna ulaşılmıştır.

Genel olarak, döviz kuru ile enflasyon arasındaki ilişkileri inceleyen literatüre baktığımızda bulgularda bir bütünlük olmadığını görmekteyiz. Bu durum ise kafa karıştırıcı bir etki yaratmaktadır.

### 3. MODEL VE VERİ SETİ

Çalışmada enflasyon ve döviz kuru arasındaki ilişkileri analiz etmek için 1984:1-2003:12 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Nominal döviz kuru (DK) ve enflasyon (ENF) oranlarını içermektedir. Bu veriler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın internet sitesindeki veri dağıtım sisteminden ve DPT veri tabanından temin edilmiştir. Bu çalışmada döviz kurunun enflasyonu ne şekilde etkilediği araştırılmaktadır. Ancak, döviz kuru ile enflasyon arasındaki ilişkilerin araştırılmasında serilerin ay ve mevsimsel etkilerden arındırılması gerekir. Bu nedenle, öncelikle modelde kullanılan zaman serilerinin durağan olup olmadığının sınanması gerekmektedir. Bir zaman serisi, ortalamasıyla varyansı zaman içinde değişmiyor ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise durağandır (Gujarati, 1999).

Bu çalışmada ele alınan zaman serilerinin durağanlık analizi, Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen “Genişletilmiş Dickey-Fuller” (ADF) birim kök testi kullanılarak yapılmıştır. Bu analizde aşağıdaki denklem kullanılmaktadır.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada  $\Delta Y_t$  durağan olup olmadığı analiz edilen değişkenin birinci farkı,  $t$  genel eğilim değişkeni,  $\Delta Y_{t-1}$  gecikmeli fark terimleridir. Gecikmeli fark terimlerinin konulmasının nedeni, hata teriminin ardışık bağımsız olmasını sağlamaktır. ADF testinin sağlıklı sonuç vermesi için, tahmin edilen modelde ardışık bağımlılık probleminin olmaması gerekmektedir. Denklemde “ $k$ ” olarak ifade edilen gecikme uzunluğu, genelde Akaike veya Schwarz bilgi kriterleri kullanılarak belirlenmektedir. Bu çalışmada Akaike bilgi kriterinin kullanılması tercih edilmiştir.

ADF testi, yukarıdaki denklemde  $\delta$  katsayısının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığını test eder. Bu sınama, elde edilen ADF-t istatistiğinin MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılmasıyla yapılır. Eğer ADF-t istatistiği MacKinnon kritik değerinden mutlak olarak büyükse ele alınan zaman serisi durağan demektir. Aksi takdirde seri durağan değildir ve durağanlığı sağlanıncaya kadar farkının alınması gerekir. Modelde kullandığımız serilerin birinci farklarında durağanlaştıkları görülmüştür. Durağan olmayan zaman serilerinin

düzey değerleriyle çalışılıp çalışılmayacağını anlamak için eşbütünleşim analizinin yapılması gerekmektedir (Karaca, 2003; Siregar, R.Y. ve G.Rajaguru, 2002).

Eşbütünleşme, durağan olmayan değişkenlerin bir doğrusal bileşimidir. Teorik olarak bütünselleşmiş değişkenler arasında uzun dönemde doğrusal olmayan bir ilişki ortaya çıkabilir. Eşbütünleşme olması için söz konusu olan bütün değişkenler aynı derecede entegre olmalıdır. Şayet bu değişkenlerin linear kombinasyonundan elde edilen hata terimi durağan ise, değişkenler arasında eşbütünleşme var diyebiliriz. Eşbütünselliğin eksikliği, değişkenler arasında uzun dönem dengesinin olmadığı anlamına gelir.

Maksimum olabilirlik tahmin yöntemi kullanılarak eşbütünleştirici vektörlerin varlığını test eden Johansen yaklaşımı, durağan olmayan serilerin farkları ile seviyelerini içeren VAR (Vector Auto Regression) tahmininden oluşur. Değişkenlerin seviyelerine ilişkin parametre matrisi, modelin uzun dönem özellikleri hususunda bilgileri kapsamaktadır. Birinci farklarında durağan olan iki değişkenden oluşan ( $Z=(X,Y)$ ) vektör otoregresif modelin aşağıdaki denklemdeki gibi olduğu kabul edersek,

$$z_t = A_i z_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

bu denklemde,  $A_i$  ( $i = 1,2,\dots,p$ )  $z_{t-1}$  kapsamındaki değişkenlerin parametre matrisidir.  $z_t$  kapsamındaki değişkenlerin birinci dereceden farkı durağan oldukları varsayılırsa, yukarıdaki VAR modelini, serilerin hem birinci farklarını hem de seviyelerini kapsayacak şekilde aşağıdaki VAR modeline dönüştürmek uygun olacaktır.

$$\Delta z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta z_{t-i} + \pi_p z_{t-p} + \epsilon_t \quad (3)$$

Burada,  $\Pi$  matrisinin rankı sıfır olduğunda,  $Z_t$  kapsamındaki hiç bir seri, diğer seri ya da serilerin doğrusal bir bileşimi olarak gösterilemez. Diğer taraftan,  $\Pi$  matrisinin rankı bir ise,  $Z_t$  kapsamındaki serilerin, doğrusal ve bağımsız bir bileşimi ortaya çıkar ki, bu da, seriler arasında tek bir uzun dönem ilişkisinin (eşbütünleşmenin) mevcut olduğunu ifade eder. Eğer,  $\Pi$ 'nin rankı birden büyük ise, seriler arasında birden fazla eşbütünleşme ilişkisi var demektir.

$Z_t$  'yi oluşturan seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkileri, iki test istatistiği yardımıyla değerlendirilebilir. Bunlardan biri İz Test, diğeri Maksimum Özdeğer Test istatistiğidir. İz Testi,  $\Pi$  matrisinin rankını inceler ve matris rankının  $r$ 'ye eşit ya da  $r$ 'den küçük olduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezini test eder. Burada  $r$ , eşbütünleşme vektör sayısını göstermektedir. Maksimum özdeğer test istatistiği ise, eşbütünleşme vektörün  $r$  olduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezini,  $r+1$  olduğunu ifade eden alternatifine karşı test eder. Her iki test istatistiğinin kritik değerleri, Johansen ve Juselius tarafından verilmiştir.

Ekonometrik modellerde bir değişkenin diğer değişkenlerle bağımlılığı söz konusu olmaktadır, fakat bu bağımlılık değişkenler arasında mutlak bir nedensellik ilişkisi olduğu anlamına gelmez (Akkaya ve Pazarlıoğlu,1998). İki değişken arasında nedensel ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla çeşitli nedensellik testleri kullanılabilir. Bunlar, Granger nedensel-

lik testi, Sims testi, Geweke-Meese-Dent testi, Pierce-Haugh testi ve Geweke testidir. Bu testlerden Granger nedensellik testi, hem basitliği ve uygulama kolaylığı hem de test sonucundaki bazı çıkarsamaları nedeniyle diğer nedensellik testlerine tercih edilmektedir. Çünkü, Granger nedensellik testi, aynı zamanda öngörülebilirlik ve dışsallık testi olarak da yorumlanabilmektedir (Özer, 1999).

Bu çalışmada, döviz kuru ile enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılmasında “Granger Nedensellik Analizi” kullanılmıştır. Bu analiz aşağıdaki iki denklem kullanılarak yapılmaktadır;

$$\Delta DK_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_{1j} \Delta DK_{t-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2j} \Delta ENF_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta ENF_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} \Delta ENF_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} \Delta DK_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

(4) ve (5) nolu eşitliklerde yer alan  $\varepsilon_{1t}$  ve  $\varepsilon_{2t}$  sıfır ortalama ve sonlu kovaryans matrisi ile seri korelasyon içermeyen hata terimlerini,  $k$  ise her iki değişkene ait gecikme sayısını gösterir. Yukarıda ifade edilen iki değişkenli VAR modeli çerçevesinde, dört farklı Granger nedensellik tanımı test edilebilir. Bunları test edebilmek için uygun hipotezler ise şunlardır:

$H_0$ : DK, ENF’e Granger anlamında neden olmaz (i)

$H_1$ : DK, ENF’e Granger anlamında neden olur (ii)

$H_0$ : ENF, DK’ya Granger anlamında neden olmaz (iii)

$H_1$ : ENF, DK’ya Granger anlamında neden olur (iv)

Döviz kurlarındaki değişmelerin, enflasyondaki değişmelere Granger anlamında neden olabilmesi için, (i) nolu hipotezin reddedilmesi ve (ii) nolu hipotezin de kabul edilmesi gerekir. Benzer şekilde enflasyondaki değişmelerin döviz kurlarındaki değişmelere Granger anlamında neden olabilmesi için, (iii) nolu hipotezin reddedilmesi ve (iv) nolu hipotezin de kabul edilmesi gerekir.

Granger nedensellik testinde her değişkene ilişkin optimal gecikme uzunluğu Akaike ve Schwarz gibi bilgi kriterleri yardımıyla belirlenebilir. Bu belirleme şöyle yapılmaktadır; Belirlenen en büyük gecikme uzunluğu üzerinden önce bağımlı değişkenin sadece kendi gecikmeli değerlerine göre regresyonu gerçekleştirilerek en küçük bilgi kriteri değerine sahip olan modelin gecikme sayısı bağımlı değişkenin gecikme sayısı olarak belirlenmektedir (Karaca, 2003). Bağımlı değişken uygun gecikme sayısı ile modele dahil edildikten sonra, modele girecek ikinci değişkenin olası tüm gecikmeleri ile birlikte oluşan tüm regresyon modellerinin bilgi kriteri değerleri elde edilmekte ve en küçük bilgi kriterine sahip

olan modeldeki ikinci değişkenin gecikme sayısı, modele ikinci sırada giren değişkenin en uygun gecikme sayısı olarak tespit edilmektedir (Kadılar, 2000). Bu çalışmada Granger nedensellik analizindeki gecikme uzunlukları bu yöntemle ve Akaike bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiştir.

Granger nedensellik testi, testte kullanılan zaman serilerinin durağan olduğu varsayımına dayanır. Yani bu testin geçerli olabilmesi için serilerin eşbütünleşmiş olmamaları gerekir. Eğer testte kullanılan zaman serileri arasında eşbütünleşme ilişkisi varsa, bu durumda standard Granger nedensellik testine dayanılarak yapılan çıkarımlar geçerli olmaz. Böyle bir durumda yapılması gereken, Granger nedensellik testinde eşbütünleşme regresyonundan elde edilen hata düzeltme terimine yer vermektir (Özer, 1999). Buna uygun iki değişkenli VAR modeli,

$$\Delta DK_t = \alpha_0 + \lambda_1 (ENF_{t-1} - \delta DK_{t-1}) + \sum_{j=1}^k \alpha_{1j} \Delta DK_{t-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2j} \Delta ENF_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$\Delta ENF_t = \beta_0 + \lambda_2 (ENF_{t-1} - \delta DK_{t-1}) + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} \Delta ENF_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} \Delta DK_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

biçiminde formüle edilebilir. VAR modelinde yer alan  $\lambda_1$  ve  $\lambda_2$  uyum hızı,  $\delta$  ise normalleştirilmiş eşbütünleşme yöney parametresidir. Bu iki değişkenli VAR modeli çerçevesinde, döviz kurlarındaki değişimlerin, enflasyondaki değişimlere neden olduğu sonucuna varılabilmesi için,

$$H_0 : \alpha_{21} = \alpha_{22} = \dots = \alpha_{2k} \text{ ve } \lambda_1 = 0$$

biçimindeki sıfır hipotezinin reddedilmesi ve

$$H_0 : \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2k} \text{ ve } \lambda_2 = 0$$

biçimindeki sıfır hipotezinin de reddedilememesi gerekir.

#### 4. BULGULAR

Zaman serileriyle çalışılırken yapılacak ilk iş bu serilerin durağanlık analizinin yapılmasıdır. Bu çalışmada durağanlık analizi ADF birim kök testiyle yapılmıştır. Tablo 1 ve Tablo 2'de DK ve ENF serilerinin düzey değerleri ile birinci farklarına göre ADF birim kök testlerinin sonuçları verilmektedir. Seriler düzey değerleri ile durağan değilken serilerin birinci farkları alındığında %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde durağan oldukları görülmüştür.

Tablo 1. DK ile ENF Birim Kök Testleri (Düzey)

	DK	ENF
Sabit Terimli ADF Test İstatistiği	-1.4499	-0.7678
Gecikme Sayısı	2	1
Sabit Terim and Trendli ADF Test İstatistiği	-1.027629	-2.555829
Gecikme Sayısı	2	1

**Not:** 1% (5%) anlam düzeylerinde sabit terimli model için ADF kritik değer -3.4592 (-2.8737), sabit terimli ve trendli model için ise kritik değer -3.9996 (-3.4298)’dir.

Tablo 2. DK ile ENF Birim Kök Testleri (Birinci farklar)

	DK	ENF
Sabit Terimli ADF Test İstatistiği	-11.8606	-5.1124
Gecikme Sayısı	2	1
Sabit Terim and Trendli ADF Test İstatistiği	-9.588575	-4.154518
Gecikme Sayısı	2	1

**Not:** 1%(5%) anlam düzeylerinde sabit terimli model için ADF kritik değer -3.4592 (-2.8737), sabit terimli ve trendli model için ise kritik değer -3.9996 (-3.4298)’dir.

Eşbütünleşme analizi Johansen eşbütünleşme testi ile yapılmış ve sonuçlar Tablo 3’de özetlenmiştir.

Tablo 3. Johansen Eşbütünleşme Analizi

Maksimum Eigen Value Test					Trace Test				
H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	istatistik	%5	%1	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	istatistik	%5	%1
r=0	r=1	16.2722	14.07	18.63	r=0	r≥1	16.4152	15.41	20.04
r≤1	r=2	0.1429	3.76	6.65	r≤1	r≥2	0.1429	3.76	6.65

Hem trace test hemde eigen değerlerine baktığımızda %5 anlam düzeyinde bir kointegrasyon eşitliğinin olduğu görülmektedir. Bu durum döviz kuru ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermektedir (bakınız Ek 1, Şekil 2). Bu ilişkinin yönünü anlayabilmek için eşbütünleşme testinin ardından standard Granger nedensellik testi uygulanmış ve sonuçları Tablo 4'te gösterilmiştir. Bu bulgular DK'dan ENF'e doğru bir nedensellik olduğuna %5 anlamlılık düzeyinde işaret ederken ENF'den DK'ya doğru bir nedenselliğe rastlanmamıştır. Bu durum incelenen dönemde, Türkiye'de döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü bir ilişkinin olduğunu göstermektedir.

Tablo 4. Granger Nedensellik Testi

H <sub>0</sub> Hipotezi	F istatistiği	P-değeri(olasılık)	Lag
DK Granger neden olmaz ENF	6.61125	0.01075	2
ENF Granger neden olmaz DK	0.17065	0.67991	2

Döviz kurları ile enflasyon arasında yapılan eşbütünleşme testlerine göre, DK ile ENF arasında eşbütünleşmenin olduğu bulunmuştur. Bu durumda yapılması gereken, Granger nedensellik testinde eşbütünleşme regresyonundan elde edilen hata düzeltme terimine yer vermektir. Bu çerçevede, (7) ve (8) nolu eşitliklere göre Granger testinin yeniden yapılması gerekir. Tablo 5'te bu testin sonuçları verilmiştir. Tablo 5'te yeralan  $\chi^2$  ve P-değerlerine baktığımızda, döviz kurları ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını görürüz. Bu ilişki ise, döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlüdür.

Tablo 5. VEC Granger Nedensellik Testi(Hata Düzeltme Terimi ile)

H <sub>0</sub> Hipotezi	$\chi^2$	P-değeri(olasılık)	df
DK Granger neden olmaz ENF	9.89119	0.04981	2
ENF Granger neden olmaz DK	0.96265	0.78791	2

## 5. SONUÇ

Türkiye’de 1984:01 ve 2003:12 dönemine ait döviz kuru (DK) ve enflasyon (ENF) serileriyle yapılan bu ekonometrik çalışmada birinci adımda ADF birimkök testiyle seriler durağan hale getirilmiştir. Bu seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını tespit etmek üzere Johansen eşbütünleşme testi uygulanmış ve sonuçta %5 anlamlılık düzeyinde bir eşbütünleşme eşitliğine rastlanmıştır. Daha sonra Granger nedensellik testi yapılarak seriler arasında ilişkinin yönü belirlenmeye çalışılmıştır. Granger testinin sonucunda %5 anlamlılık düzeyinde döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Elde edilen bu sonuç döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü bir ilişkinin belirlendiği literatürün öngördüğü bir sonuçtur. Yani, incelenen dönemde Türkiye’de döviz kuru enflasyonun temel belirleyici faktörlerinden birisi olarak karşımıza çıkmaktadır.

Türkiye’de uygulanmakta olan esnek döviz kuru politikasının gerek kurlardaki gerekse yurtiçi fiyatlardaki istikrarsızlığın bir nedeni olduğunu göstermektedir. Öte yandan eşbütünleşme testleri ile enflasyon ve döviz kuru değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu belirlenmiştir. Türkiye ekonomisi için döviz kurları ve enflasyon değişkenleri arasında etkileşimin alternatif yapısal VAR modelleriyle incelenmesi özellikle neden-sonuç ilişkilerinin belirlenmesinde yararlı olacağı dikkate alınmalıdır. Yapılan testler sonucu elde edilen ampirik bulgular Türkiye ekonomisinin önümüzdeki dönemde göstereceği performansın öncelikle enflasyonu kontrol altına alacak köklü çözümler getirmesine bağlı olduğunu göstermektedir.

Türkiye’de dalgalı kur rejimine geçiş sonrasında, kur-enflasyon ilişkisinde bir kırılma olduğu iddia edilse de bu durumun, ilişkinin belirgin ve kalıcı bir şekilde zayıfladığı anlamına gelmediği söylenebilir. Bu nedenle makro ekonomik politikalarda uygulama disiplini bozulmadan, döviz kuru-enflasyon ilişkilerinin de göz önünde tutulmasında sonsuz yarar vardır. Çünkü, düşük fiyat düzeyinin sağlanmasına en büyük katkıyı yapan ve bekleyişlerin yönünü çok kısa sürede değiştiren döviz kurunun düzeyi, Türkiye’de enflasyonla çok yakın ilişkidir. Dolarizasyon olgusu derin olan ülkelerde bu ilişki kolaylıkla giderilememektedir. Bu nedenle, enflasyonun kalıcılığını tehdit eden ve risk oluşturan en önemli etken döviz kuru düzeyinin mevcut seviyelerinin sürdürülüp sürdürülemeyeceği noktasında toplanmaktadır. Öte yandan, döviz kuru düzeyinin etkin ve önemli olduğu Türkiye ekonomisinde, Merkez Bankasının döviz kurlarına müdahalesi de kaçınılmaz olmaktadır.

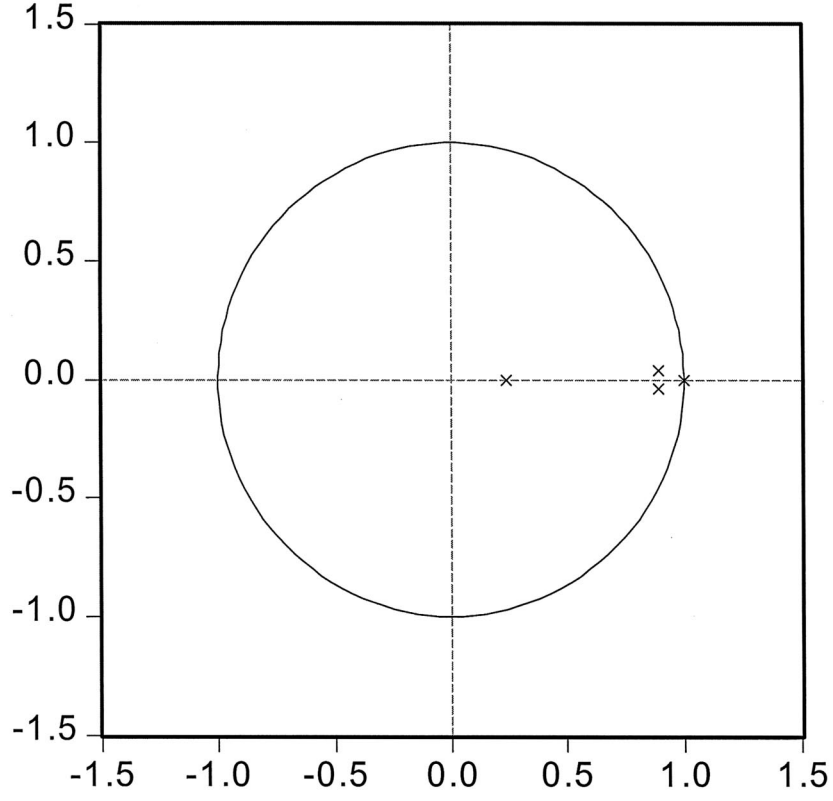
## KAYNAKÇA

- Akkaya, Şahin ve M.V. Pazarlıoğlu. (1998).** *Ekonometri II*. Erkam Yayınevi, İzmir.
- Gujarati, Damodar N. (1999).** *Temel Ekonometri*. (Çev:Ü. Şenesen ve G.G. Şenesen), Literatür Yayınları, 1.Baskı, İstanbul.
- Kadılar, C. (2000).** *Uygulamalı Çok Değişkenli Zaman Serileri Analizi*. Bizim Büro Basımevi, Ankara.
- Karaca, O. (2003).** “Türkiye’de Enflasyon-Büyüme İlişkisi: Zaman Serisi Analizi”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 4(2): 247-255.
- Kholdy, S. ve Sohrabian, A. (1990).** “Exchange Rates and Prices: Evidence from Granger Causality Test”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 13:71-78.
- Leigh, D. ve Rossi, M. (2002).** Exchange Rate Pass-Through in Turkey, *IMF Working Paper*, WP/02/204,2002.
- Merkez Bankası, (2000).** 2000-2001 Para ve Kur Politikası, <http://www.tcmb.gov.tr>
- Merkez Bankası,(Temmuz 2002).** Para Politikası Raporu: 8-9
- Merkez Bankası,(Nisan 2003).** Para Politikası Raporu: 14-15
- Özer, Mustafa. (1999).** “Türkiye’de Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kuru Arasındaki Etkileşimler”, *Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi*, Bahçeşehir Üniversitesi, Eylül 1999: 61-72.
- Rana, P.B ve Dowling, J.Jr. (1985).** “Inflationary Effect of Small Continuous Changes in Effective Exchange Rate:Nine Asian LDCs”, *Review of Economics and Statistics*, 67:496-500.
- Rittenberg, L.(1993).** “Exchange Rate Policy and Price Level Changes: Causality Test for Turkey in the Post Liberalization Period”, *The Journal of Development Studies*, 29: 245-259.
- Siregar, Reza Y. ve Gulasekaran Rajaguru (2002).** Base Money and Exchange Rate: Sources of Inflation in Indonesia during the Post-1997 Financial Crisis, Adelaide University, centre for International Economic Studies, *CIES Discussion Paper 0221*. <http://www.adelaide.edu.au/cies/papers/0221.pdf>
- Telatar, F. ve Telatar, E.(2003).** “The Relationship Between Inflation and Different Sources of Inflation Uncertainty in Turkey”, *Applied Economic Letters*, 10(7): 431-436.
- Terzi, Harun ve Zengin, Hilmi. (1996).** “Türkiye’de Kur ve Enflasyon Arasında Neden-sellik İlişkisi Üzerine Bir İnceleme”, *MÜ İstatistik ve Ekonometri Araştırma ve Uygulama Merkezi Dergisi*, Yıl: 1996, 1: 3-25.

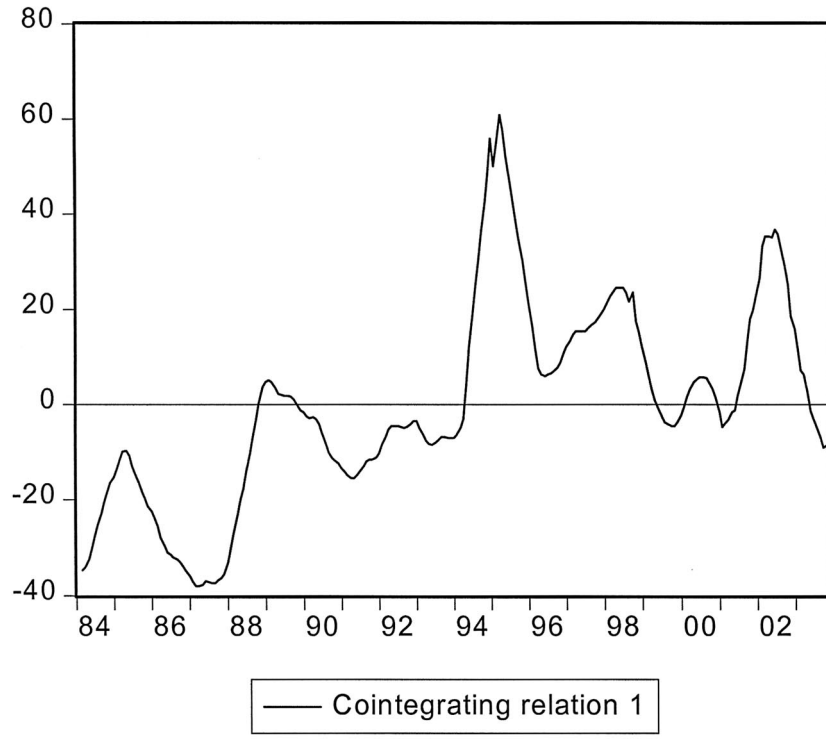


**EK 1**

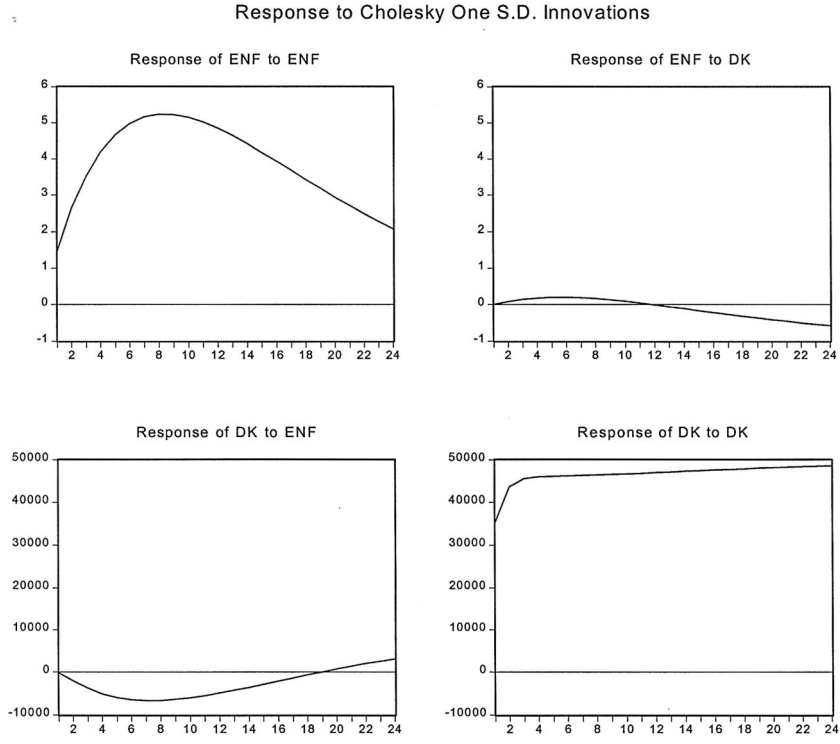
**Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial**



*Şekil 1. Sistemin Karakteristik Kökleri*



Şekil 2. Eşbütünleşme (Cointegration) Grafiği



*Şekil 3. DK ve ENF Arasındaki Etki-Tepki Fonksiyonları*

